

Les effets à rebours de l'âge de la retraite sur le taux d'emploi des seniors

Jean-Olivier Hairault *

Centre d'Economie de la Sorbonne, Paris 1 & IUF & IZA

François Langot[†]

GAINS, U. du Maine & Cepremap & PSE Jourdan

Thepthida Sopraseuth[‡]

EPEE, U. d'Evry & Cepremap & PSE Jourdan

Juillet 2006

Version Révisée

*Adresse : Eurequa, MSE, 106, boulevard de l'Hôpital, 75013 Paris, France. e-mail : joh@univ-paris1.fr.

[†]Adresse : Cepremap, ENS - 48 Bd Jourdan, 75014 Paris, France. e-mail : flangot@univ-lemans.fr

[‡]Adresse : EPEE, Univ. d'Evry, 4 Bd F. Mitterand, 91025 Evry Cedex, France. e-mail : tsoprase@univ-evry.fr. Ce travail a bénéficié du financement du Commissariat Général au Plan, rapport finalisé avec le Cepremap, décembre 2004. Nous remercions les participants aux colloques Théorie et Méthodes de la Macroéconomie (2005), Association Française de Sciences Economiques (2005) pour leurs remarques. Nous demeurons toutefois seuls responsables des éventuelles erreurs et omissions.

Résumé

Comment assurer la pérennité de notre système de retraite par l’allongement de la vie active lorsque moins d’un salarié sur deux parvient aujourd’hui à prendre sa retraite sans passer préalablement par l’inactivité ou le chômage ? Nous montrons dans cet article qu’une partie du problème de l’inactivité des travailleurs âgés avant 60 ans se trouve au contraire dans la faible incitation à travailler au-delà de l’âge normal de la retraite déterminé par l’âge du “taux plein”. L’âge de la retraite introduit une fin de cycle de vie active qui modifie fondamentalement les comportements de recherche d’emploi lorsque les agents se rapprochent de cet horizon, mais également le comportement des entreprises dans leur stratégie de recrutements et de licenciements. Au niveau international, le taux d’emploi des 55-59 ans semble ainsi positivement corrélé avec l’âge de retraite effectif. Sur données individuelles, la probabilité d’être en emploi apparaît liée à la distance par rapport à l’âge du taux plein de la retraite. Les particularités des systèmes de retraite, en particulier l’ampleur de leur écart à la neutralité actuarielle, peuvent ainsi affecter le taux d’emploi bien avant l’âge de la retraite.

1 Introduction

La France connaît un taux d'activité entre 55 et 59 ans dramatiquement faible. Il n'atteint que 54% alors qu'il est de 60% en Allemagne, de 68% aux Etats-Unis, de 72% au Japon et même de 78% en Suède (OCDE, 2003). Depuis les années 70, nous facilitons le départ des seniors du marché du travail, par le système des pré-retraites d'abord, puis par des dispositifs de dispense de recherche d'emploi. Toutefois, on peut également penser que ces dispositifs ne font que répondre à une demande conjointe des employeurs et des employés. Les entreprises préfèrent embaucher des travailleurs plus jeunes, licencient en priorité les seniors et proposent moins de formation à leurs travailleurs âgés.¹ Le progrès technique, qui rend obsolètes les compétences, et la progression des salaires à l'ancienneté pourraient expliquer cette situation.²

Et si une partie des problèmes des seniors venait également du fait que la fin de vie active crée en elle-même un horizon court, qui rend tout investissement non rentable? Le faible taux d'emploi des seniors ne serait alors pas un problème pour la prolongation d'activité. Au contraire, ce serait l'anticipation d'une retraite très proche qui tendrait à diminuer le taux d'emploi entre 55 et 59 ans. Quelle incitation a une entreprise ou un travailleur pour engager une formation coûteuse lorsque la retraite se profile de façon certaine à l'horizon? Quelle incitation existe-t-il à rechercher un travail, si l'on sait que le niveau de la pension sera exactement identique, que l'on retrouve un emploi ou que l'on reste en inactivité? Comment imaginer que les entreprises avec un horizon si court vont rechercher un travailleur âgé et accepter des coûts de recherche qu'elles n'auront pas le temps de rentabiliser? Face à des difficultés passagères, une entreprise préfère licencier des seniors dont la durée de vie dans l'entreprise est de toute façon réduite, et garder les plus jeunes pour éviter des coûts de recherche lorsque la conjoncture se sera améliorée. Autrement dit, de façon générale, l'horizon court qui est créé par la proximité de la retraite rend tout investissement des et dans les seniors non profitable. Offre et demande de travail se conjuguent pour expliquer la faiblesse du taux d'emploi à proximité de l'âge de la retraite.

Le problème en France des quinquagénaires n'est pas tant la générosité de l'allocation d'inactivité que la faible valeur de l'emploi compte tenu de la forte taxation à la prolongation d'activité due au système de retraite, très éloigné de la neutralité actuarielle³. Depuis le début des années 80, 60 ans est devenu l'âge de retraite normal, compte tenu de la durée de cotisation minimale requise pour atteindre le taux plein. C'est devenu une norme sociale qui façonne les comportements des acteurs bien avant cet âge. Au-delà des

¹La contribution Delalande adoptée en 1987 a tenté de freiner cette dynamique défavorable aux seniors en instaurant des coûts de licenciement plus élevés pour les travailleurs de plus de 55 ans. Behagel et al. (2004) montrent en particulier que la contribution Delalande dissuaderait les embauches, les entreprises évitant l'embauche de travailleurs âgés, afin de ne pas risquer d'être redevables ultérieurement de cette taxe. Les décisions de licenciement des entreprises seraient en revanche peu sensibles aux fortes variations du barème de la contribution Delalande.

²L'estimation de la productivité des travailleurs âgés se heurte à des difficultés empiriques (Aubert & Crépon (2004)); cependant, il semble que les seniors souffrent d'obsolescence dans certains secteurs où apparaissent des nouvelles technologies (Neuman & Weiss (1995)) et des changements organisationnels (Aubert et al. (2004)).

³La réforme de 2003 a commencé à combler l'écart en introduisant une surcote de 3%.

explications traditionnelles de l'inactivité des seniors (obsolescence du capital humain, usure et pénibilité du travail en fin de carrière,...), qu'il convient de ne pas sous-estimer, la distance relativement à l'âge du taux plein, qui détermine de façon certaine un horizon court, compte tenu de la taxe à la prolongation d'activité de notre système de retraite, pourrait constituer un facteur explicatif important. Si ce point peut être étayé empiriquement, il donnerait un rendement inattendu aux stratégies de recul de l'âge de la retraite : non seulement le taux d'inactivité des seniors n'en constitue pas une limite, mais elles sont en mesure de contribuer à l'augmentation de l'emploi des seniors.⁴ La réforme Balladur en 1993 n'a pas augmenté de façon significative l'âge de la retraite, étant donné le nombre important de "sur-cotisants" avant la réforme : en 2006, beaucoup d'individus atteignent encore le taux plein à 60 ans. Ce n'est que progressivement que l'âge de la retraite va augmenter sous le jeu de l'accroissement de la durée de cotisations de référence.

La distance à la retraite est-elle un facteur explicatif du taux d'emploi des seniors ? Notre travail vise à apporter des réponses empiriques à cette question. Nous ne cherchons pas à distinguer les facteurs d'offre des facteurs de demande, ce qui explique que nous privilégions le taux d'emploi comme variable explicative, et non la sortie du chômage par exemple dans le cas d'un intérêt exclusif pour l'offre de travail.

Nous présentons deux séries d'estimation. La première est fondée sur la relation entre le taux d'emploi des 55-59 ans et l'âge de retraite effectif au niveau international. Plus ce dernier est éloigné, plus le taux d'emploi est élevé. Cette simple observation en coupe transversale sur un échantillon de pays au niveau macroéconomique, sans contrôler par d'autres variables, n'est bien sûr qu'une première étape. Notons que nous prenons bien le taux d'emploi avant l'âge de la retraite, pour éviter un résultat tautologique, et pour bien mettre en avant les effets à rebours de l'âge de la retraite sur le taux d'emploi. Dans un deuxième temps, une étude sur données individuelles permet de tester la relation entre emploi et proximité à la retraite en tenant compte des effets de structure. La probabilité d'être en emploi dépend-elle, en plus de variables traditionnellement considérées, de la distance par rapport au taux plein de la retraite ? Les estimations sur la base de l'enquête emploi suggèrent qu'être proche du taux plein aurait effectivement un impact négatif sur la probabilité d'être en emploi. La décroissance des taux d'emploi à l'approche de la retraite peut donc s'interpréter, au moins en partie, comme le résultat d'un effet de proximité à la retraite. Nous montrons que la distance à la retraite est d'autant plus significative que les agents sont éligibles aux filières longues d'indemnisation du non-emploi, soulignant l'interaction vraisemblable entre la générosité des dispositifs de revenus de substitution spécifiques aux travailleurs âgés et la proximité à la retraite. Un individu à moins de 3 ans de la retraite et fortement indemnisé a plus de chance de ne plus être en emploi qu'un individu à 5 ans avec la même indemnisation, mais également qu'un individu à la même distance, mais avec une plus faible indemnisation. Il faut souligner que ces résultats sont obtenus en contrôlant par les diplômes et les PCS qui influent significativement sur la probabilité d'être en emploi en fin de carrière.

Nous présentons dans une première section les résultats obtenus sur données macroéconomiques, tandis que les estimations sur données individuelles sont commentées dans une seconde section. Une dernière section conclut en privilégiant les enseignements qui

⁴Hairault et al. (2006) proposent un modèle de recherche d'emploi avec cycle de vie pour illustrer ce point.

peuvent être tirés en termes de réformes des retraites.

2 Une première évaluation sur données macroéconomiques

Dans un premier temps, nous présentons une comparaison internationale des taux d'emploi avant 60 ans (avant l'âge légal de la retraite, quel que soit le pays considéré) au regard de l'âge effectif de la retraite. Il s'agit de simples corrélations obtenues en coupe transversale qu'il convient de considérer avec précaution, mais qui apportent déjà un éclairage intéressant sur notre question.

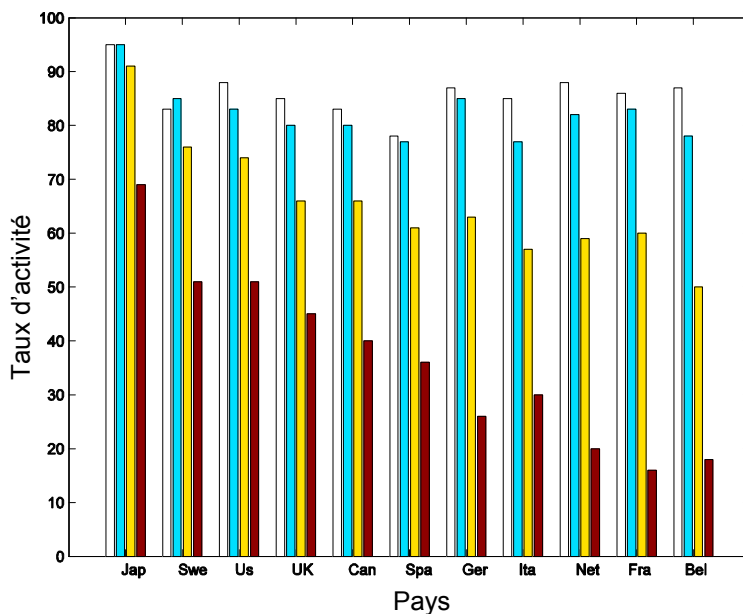
Cependant, cette analyse ne va pas sans difficultés opératoires quant à l'âge de retraite qui doit être retenu. Notre but est de déterminer l'âge de départ effectif moyen qui fixe les anticipations des agents. Il ne correspond pas nécessairement à l'âge minimal, ni à l'âge maximal d'activité. Dans chaque pays, l'âge de la retraite de référence correspond nécessairement au mode de la distribution des départs en retraite (et non en pré-retraite) observés. Il s'agit ainsi, comme Gruber & Wise (1997) l'ont précisément documenté, de l'âge, au-delà du minimum légal, à partir duquel la taxe à la poursuite de l'activité devient très significative. En France, l'âge de 60 ans représente l'âge à partir duquel il est possible de partir, mais également le mode des départs à la retraite tant que la durée de cotisation permettant d'avoir le taux plein est atteinte à cet âge. Il existe naturellement une certaine hétérogénéité dans les âges de départ en France, comme dans les autres pays de l'OCDE, et raisonner sur un âge de départ unique, même s'il est modal, peut apparaître sujet à caution. Il s'agit donc d'une première analyse que l'on pourra ensuite affiner en prenant en compte cette hétérogénéité sur données individuelles. Toutefois, pour limiter ici au maximum ce problème d'hétérogénéité, en particulier les problèmes liés à l'incomplétude des carrières, nous n'avons considéré dans cette comparaison internationale que la population masculine. En outre, nous nous contentons de prendre en compte les pays étudiés avec une méthodologie commune dans Gruber & Wise (1997). Cela implique de considérer le taux d'emploi des seniors au milieu des années 90.

2.1 L'évolution du taux d'emploi par âge

Le graphique 1 présente le taux d'emploi par âge dans les pays étudiés au milieu des années 1990 par Gruber & Wise (1997) pour lesquels nous disposons d'informations homogènes sur la retraite. Dans chaque pays est reporté, de gauche à droite, le taux d'emploi masculin dans les classes d'âge suivantes : 30 - 49 ans, 50 - 54 ans, 55 - 59 ans et 60 - 64 ans. Le taux d'emploi décroît avec l'âge dans tous les pays. Mais ce qui nous semble remarquable, c'est que l'ampleur de la chute de l'emploi des quinquagénaires diffère considérablement entre pays : des pays tels que le Canada, le Royaume - Uni, le Japon, les Etats-Unis et la Suède sont caractérisés par un déclin du taux d'emploi des 55-59 ans de l'ordre de 10% par rapport à la classe d'âge précédente, tandis que cette baisse s'établit à 25% en France, en Belgique, en Italie et aux Pays - Bas.

Comment expliquer ces disparités ? Elles nous semblent être in fine le résultat de différences dans les âges de retraite dans ces pays. Avant d'approfondir ce point, examinons

FIG. 1 – Taux d’emploi par âge (Hommes, 1995, Données OCDE)



les autres explications potentielles.

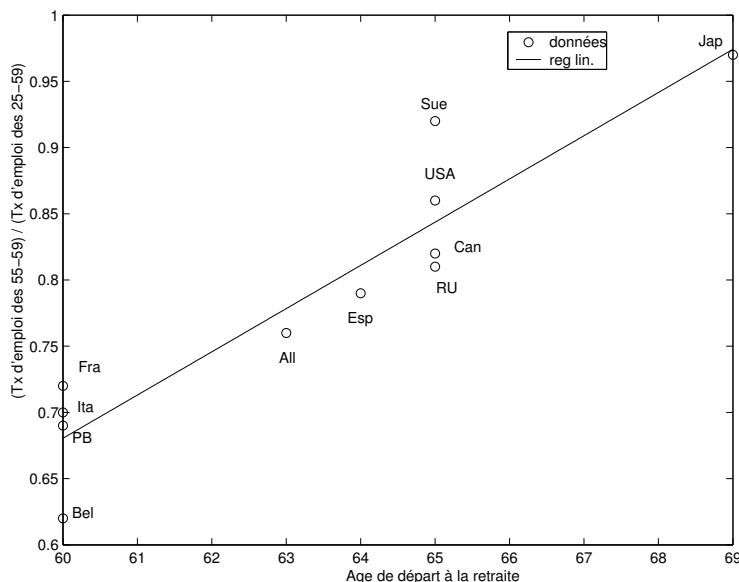
Ces différences dans le taux d’emploi des 55-59 ans ne seraient-elles pas plutôt le fait de différences entre pays dans l’évolution du couple productivité-salaire par âge ? Il n’existe pas à notre connaissance d’évidences empiriques permettant de conclure dans ce sens. Aubert & Crépon (2004) montrent ainsi que le taux d’emploi des seniors en France ne souffre pas d’un tel problème. Les dispositifs relatifs à l’invalidité et au chômage pourraient constituer un facteur explicatif plus sérieux. Toutefois, si c’est le cas, l’explication ne serait que partielle. En effet, certains pays qui connaissent de fort taux d’emploi des quinquagénaires disposent également de dispositifs favorables au retrait d’activité pour invalidité ⁵. De plus, on peut interpréter le poids des dispositions institutionnelles dans le faible taux d’emploi des seniors comme endogène par rapport à l’âge de retraite. La participation à ces programmes constitue un choix qui pourrait dépendre lui-même de l’horizon avant la retraite. Ce sera l’objet des estimations sur données individuelles de tester ce point.

2.2 Taux d’emploi des 55-59 ans et âge de la retraite

Est-il alors pertinent d’interpréter les différences dans l’évolution du taux d’emploi par âge entre pays (graphique 1) en termes d’hétérogénéité des âges de la retraite ? Les

⁵La série de publications de l’OCDE *Vieillessement et Politique de l’Emploi* en 2005 souligne, par exemple, que les dispositifs d’invalidité sont très utilisés dans les sorties d’activité précoces de l’activité au Royaume-Uni, en Suède comme aux Pays-Bas alors que ces pays connaissent des situations opposées sur le graphique 1. Toutefois, il convient d’admettre que, plus que l’existence de tels dispositifs, c’est la sévérité des contrôles qui est discriminante.

FIG. 2 – Taux d’emploi relatif des seniors et âge de retraite (Hommes, données OCDE)



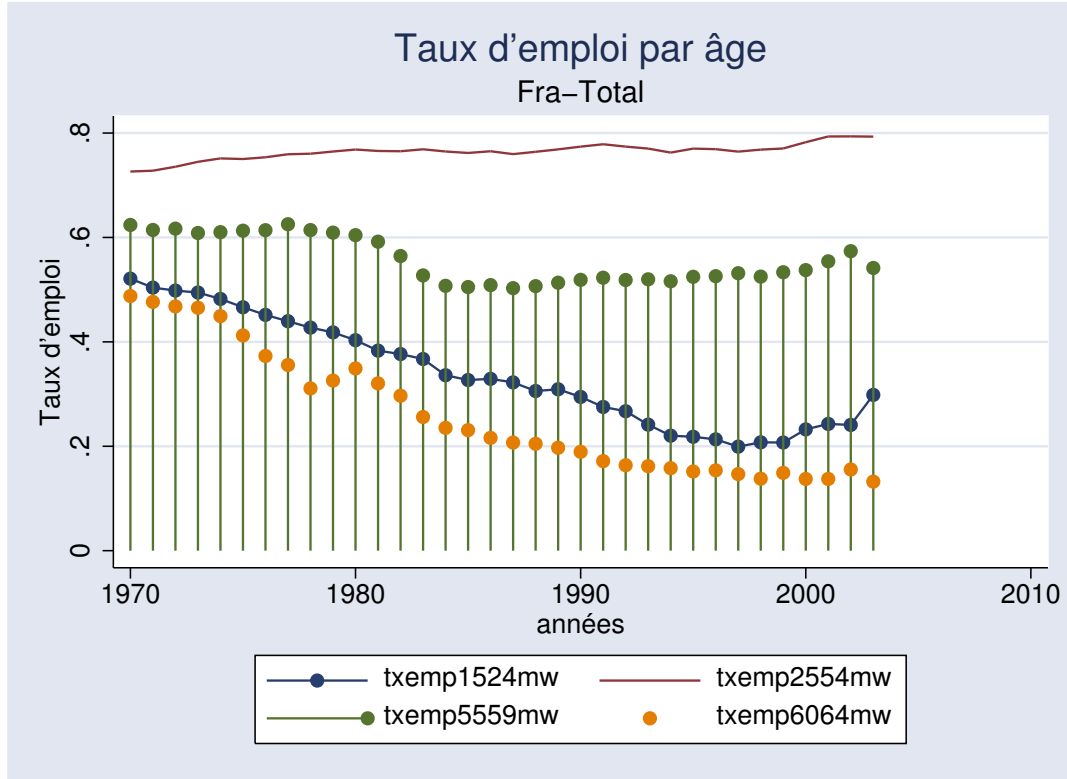
pays dont le taux d’emploi baisse dès 55 ans ont-ils également un âge de la retraite plus faible ?

Le graphique 2 présente la relation entre le taux d’emploi en fin de vie active et l’âge de la retraite. L’âge effectif de la retraite est reporté en abscisses et le taux d’emploi des seniors relativement à celui de la population en âge de travailler en ordonnées⁶. Si l’on considère uniquement les individus de 55 - 59 ans n’ayant pas accès à la retraite, la perspective d’une retraite proche pourrait influencer négativement leur taux d’emploi, que ce soit de leur fait (offre de travail) ou de celui des entreprises (demande de travail). Raisonner sur le taux d’emploi permet une évaluation internationale cohérente sans entrer dans les spécificités nationales des différents dispositifs de sortie anticipée de l’emploi (chômage, pré-retraite, santé-invalidité...).

Le graphique 2 montre que plus l’horizon avant le départ à la retraite est long, plus le taux d’emploi entre 55 et 59 ans est élevé. Ainsi, le premier groupe de pays où l’âge de la retraite est bas (Belgique, France, Italie, Pays Bas) présente des taux d’emploi particulièrement faibles. A l’opposé du spectre, on trouve le Japon, le Canada, les Etats-Unis, la Grande Bretagne et la Suède, l’Allemagne et l’Espagne se trouvant dans la situation intermédiaire que l’on pouvait anticiper sur la base de leur âge de la retraite. Le décrochage important à 55 ans des taux d’emploi concerne donc les pays ayant une retraite à 60 ans. Les pays ayant un âge de retraite supérieur ne subissent pas une telle érosion du taux d’emploi dans la tranche d’âge 55-59 ans. Mais il est édifiant de constater sur le graphique 1 que leur taux d’emploi chute à partir de 60 ans dans des proportions similaires à celles observées 5 ans plus tôt en France par exemple, comme si la distance à la retraite était la variable essentielle, plus que l’âge effectif, pour comprendre la baisse des taux d’emploi des seniors.

⁶Notons que nous avons exclu les plus jeunes de l’emploi de référence des différentes économies.

FIG. 3 – L'évolution du taux d'emploi par âge en France



Naturellement, on peut également donner une interprétation opposée à ces résultats : les difficultés d'emploi des quinquas en France expliqueraient un âge de la retraite plus faible. Ce dernier traduirait la rareté des postes disponibles pour les seniors. Reste naturellement dans cette interprétation à expliquer pourquoi certains pays souffriraient plus tôt d'un déficit d'emploi pour les seniors... L'évolution historique du taux d'emploi des seniors en France apporte un éclairage intéressant sur cette interprétation alternative

2.3 L'évolution du taux d'emploi par âge en France

L'évolution temporelle des taux d'emploi par âge en France est en effet intéressante, en particulier celle des 55-59 ans, celle des 60-64 ans étant plus attendue, étant donné l'abaissement de l'âge légal de la retraite à 60 ans en 1983 (figure 3). On remarque que le taux d'emploi des 55-59 ans est stable dans les années 70. Il décroche de plus de 10 points au début des années 80, au moment de la baisse de l'âge de la retraite⁷. Faut-il en conclure que les années 80 ont vu augmenter subitement la rareté des postes pour les seniors âgés de 55-59 ans ? Ne peut-on pas légitimement se demander si leurs conditions d'offre et de demande n'ont pas été perturbées par le fait qu'ils constituent dorénavant la tranche d'âge la plus proche de la retraite ? Nous privilégions très fortement cette dernière

⁷Sa remontée récente reflète un taux d'activité des femmes plus élevé dans les générations qui partent actuellement à la retraite.

interprétation car elle s'appuie sur des fondements théoriques solides, dès lors que l'on considère les décisions sur le marché du travail comme un investissement entraînant des coûts présents et des recettes futures. La théorie moderne du marché du travail proposée par Mortensen & Pissarides (1994) délivre naturellement ce message dès lors qu'elle prend en compte un cycle de vie avec une date terminale déterminée par l'âge de la retraite (voir Chéron et al. (2006)). Reste à montrer sur données individuelles que le taux d'emploi est significativement affecté par la distance à la retraite.

3 Un approfondissement sur données individuelles

L'analyse précédente de la corrélation entre l'âge de retraite effectif et le taux d'emploi est effectuée sans contrôler de différents effets de structure. Pour approfondir cette analyse empirique, nous proposons une estimation sur données individuelles (Enquête Emploi, 8 vagues de 1995 à 2002) permettant d'introduire des variables de contrôle. Il s'agit de mesurer l'influence de la distance à la retraite sur la probabilité d'être en emploi pour les salariés masculins du secteur privé.

Deux stratégies sont envisageables. La première consiste à considérer des âges de retraite observés et à étudier rétrospectivement les états sur le marché du travail. Cette stratégie est cependant limitée par le nombre d'années durant lesquelles un individu est suivi (3 ans au maximum dans l'Enquête Emploi). En outre, elle ne permet pas *a priori* d'éliminer la causalité inverse, le fait qu'un chômeur prendrait sa retraite plus tôt. L'autre stratégie est de considérer, non pas l'âge de retraite observée, mais l'âge du taux plein, dont on sait qu'il détermine en France le départ à la retraite. Il constitue une variable exogène qui ne dépend pas de la situation sur le marché du travail, mais détermine l'âge de la retraite. Nous nous appuyons ainsi sur le fait bien établi (Blanchet & Pelé (1997)) que les agents, compte tenu de l'absence d'ajustement actuariellement neutre en-deça et au-delà du taux plein, partent dès qu'ils atteignent la durée de cotisation minimale, à condition d'avoir 60 ans. L'âge du taux plein est donc la variable cruciale à déterminer. Nous considérons une période postérieure à la réforme Balladur (1993) pour maximiser l'hétérogénéité individuelle en termes d'âge du taux plein. Cette réforme allonge progressivement la durée de cotisation pour les salariés du secteur privé de 37,5 à 40 ans. L'application de cette réforme est graduelle : la durée de cotisation est augmentée d'un trimestre par an (150 trimestres de cotisation pour la génération 1933, 151 trimestres pour la génération 1934, etc ... jusqu'à 160 trimestres de cotisation pour la génération 1943 et au delà). Nous tenons compte de cette transition dans la mise en oeuvre de la réforme Balladur pour calculer l'âge du taux plein.

En outre, en ne considérant que la population des hommes, on évite le problème des carrières incomplètes. Dans ce cas, on peut considérer que l'âge d'entrée dans la vie active permet de calculer l'âge du taux plein, sachant que les périodes de chômage sont également comptabilisées dans les années de cotisation. L'âge du taux plein est alors obtenu en ajoutant à l'âge de premier emploi le nombre d'années nécessaire pour obtenir le taux plein. L'âge anticipé de la retraite est alors assimilé à cet âge s'il est supérieur à 60 ans ; sinon il est égal à 60 ans si la durée de cotisation minimale est satisfaite à cet âge. Par ailleurs, nous tenons compte du fait qu'à l'âge de 65 ans, tous les individus ont

TAB. 1 – Statistiques descriptives - population masculine - I

Age	Plus de 11 ans	6 - 10 ans	3 - 5 ans	moins de 2 ans	Total
50	759	4525	0	0	5284
51	536	4472	0	0	5008
52	410	4374	0	0	4784
53	265	4208	0	0	4473
54	154	4001	0	0	4155
55	0	433	3433	0	3866
56	0	314	3505	0	3819
57	0	233	3619	0	3852
58	0	119	193	3440	3752
59	0	61	165	3584	3810
Total	2124	22740	10915	7024	42803

droit au taux plein, quelle que soit la durée de cotisation. La distance est introduite dans l'estimation comme une variable continue.

3.1 Description des données

Nous estimons un logit à effets aléatoires sur les données de panel non cylindrées de l'Enquête Emploi. Nous considérons un échantillon constitué d'hommes âgés de 15 à 59 ans appartenant au secteur privé, après élimination des individus en cours d'étude. La variable dichotomique est codée 1 lorsque l'individu occupe un emploi et 0 en cas d'inactivité, chômage ou pré-retraite. Les tableaux 1 - 4 résument les caractéristiques de notre échantillon incluant les variables utilisées traditionnellement dans les études empiriques pour expliquer la probabilité d'être en emploi (âge, âge au carré, statut marital, nombre d'enfants, taille de la ville, secteur, nationalité et qualification) auxquelles s'ajoute la distance à la retraite.

Le tableau 1 présente la distribution des distances à la retraite en fonction de l'âge. Nous constatons, bien évidemment, que les individus qui sont entre 0 et 10 ans de la retraite sont âgés de 55 ans et plus. Le tableau nous confirme que l'échantillon contient assez d'individus du même âge présentant une distance à la retraite hétérogène, ce qui nous permettra de mesurer l'impact sur l'emploi des effets spécifiques à l'âge de l'individu et ceux afférents à la proximité à la retraite.

Le tableau 2 fournit une première indication que la proximité à la retraite jouerait un rôle défavorable sur le taux d'emploi. Dans notre échantillon, 81% des individus entre 6 et 10 de la retraite sont en emploi. Cette proportion chute à 35% pour les individus à moins de 2 ans de la retraite. Cette conclusion doit toutefois être confirmée en tenant compte des autres caractéristiques individuelles. C'est l'objet des sections suivantes.

3.2 Une spécification traditionnelle, sans la distance à la retraite

Nous estimons les déterminants de la probabilité d'être en emploi. Le test d'Hausman indique que la spécification à effets aléatoires est préférable à celle à effets fixes. Les

TAB. 2 – Statistiques descriptives - population masculine - II

	Non emploi	Emploi	Total
Total	36039	175468	211507
	17.04	82.96	100.00
Nombre d'années avant l'âge du taux plein			
Plus de 10 ans	23071	147757	170828
	13.51	86.49	100.00
6 - 10 ans	4343	18397	22740
	19.10	80.90	100.00
3 - 5 ans	4047	6868	10915
	37.08	62.92	100.00
Moins de 2 ans	4578	2446	7024
	65.18	34.82	100.00
Dummy Age			
Moins de 50 ans	22817	145887	196291
	13.52	86.48	100.00
50	792	4492	168704
	14.99	85.01	100.00
51	816	4192	5008
	16.29	83.71	100.00
52	888	3896	4784
	18.56	81.44	100.00
53	901	3572	4473
	20.14	79.86	100.00
54	923	3232	4155
	22.21	77.79	100.00
55	1022	2844	3866
	26.44	73.56	100.00
56	1374	2445	3819
	35.98	64.02	100.00
57	1709	2143	3852
	44.37	55.63	100.00
58	2112	1640	3752
	56.29	43.71	100.00
59	2685	1125	381
	70.47	29.53	100.00
Diplôme			
Aucun diplôme - CAP, BP	29430	123883	153313
	19.20	80.80	100.00
Baccalauréat et plus	6609	51585	58194
	11.36	88.64	100.00
Statut marital			
Vit en couple	21307	133099	154406
	13.80	86.20	100.00
Vit seul	14732	42369	57101
	25.80	74.20	100.00

TAB. 3 – Statistiques descriptives - population masculine - III

	Non emploi	Emploi	Total
Nombre d'enfants			
Pas d'enfant	16354	55302	71656
	22.82	77.18	100.00
1 - 2 enfants	14632	94289	108921
	13.43	86.57	100.00
3 - 5 enfants	4628	25063	29691
	15.59	84.41	100.00
6 enfants et plus	425	814	1239
	34.30	65.70	100.00
Taille de la ville - Nombre d'habitants			
Région Parisienne	4827	26187	31014
	15.56	84.44	100.00
Plus de 200000	8178	3285	41028
	19.93	80.07	100.00
	8227	35071	43298
20000 - 200000	19.00	81.00	100.00
	6113	31120	37233
Moins de 20000	16.42	83.58	100.00
	8694	50240	58934
Commune rurale	14.75	85.25	100.00
PCS			
Ouvrier	21879	92437	114316
	19.14	80.86	100.00
Employé	5482	18409	23891
	22.95	77.05	100.00
Professions Intermédiaires	5859	39753	45612
	12.85	87.15	100.00
Cadres	2819	24869	27688
	10.18	89.82	100.00
Secteur			
Industrie	10356	58843	69199
	14.97	85.03	100.00
Agriculture	1239	4157	5396
	22.96	77.04	100.00
Construction	6090	19731	25821
	23.59	76.41	100.00
Services	18354	92737	111091
	16.52	83.48	100.00

TAB. 4 – Statistiques descriptives - population masculine - IV

	Non emploi	Emploi	Total
Nationalité			
Française	32346	16447	196816
	16.43	83.57	100.00
Non française	3693	10998	14691
	25.14	74.86	100.00
Dummy temporelle			
1995	5416	25519	30935
	17.51	82.49	100.00
1996	5484	25723	31207
	17.57	82.43	100.00
1997	5521	25139	30660
	18.01	81.99	100.00
1998	5340	25212	30552
	17.48	82.52	100.00
1999	5528	25414	30942
	17.87	82.13	100.00
2000	4015	21929	25944
	15.48	84.52	100.00
2001	4736	26533	31269
	15.15	84.85	100.00
2002	4952	26569	31521
	15.71	84.29	100.00

résultats du tableau 5 sont cohérents avec les conclusions d'études antérieures concernant les facteurs déterminant le taux d'emploi : un niveau d'éducation supérieur, l'appartenance à une PCS qualifiée, une activité dans le secteur des services, la nationalité française et une résidence dans la région Parisienne favorisent l'emploi. La structure familiale affecte également la probabilité d'occuper un emploi. Cette influence s'avère défavorable pour des familles de plus de 6 enfants ou des individus ne vivant pas en couple : par rapport à l'individu de référence, vivre seul (respectivement avoir 6 enfants ou plus) réduit la probabilité d'être en emploi de 60% ⁸ (respectivement 32%).

Nous retrouvons l'effet d'abord positif de l'âge sur l'emploi : les individus accumulant de l'expérience, l'âge exerce un effet favorable sur la probabilité d'avoir un emploi. L'âge au carré apparaît avec un signe négatif suggérant la présence d'un effet négatif de l'âge qui se fait sentir surtout aux âges élevés. Nous ajoutons par ailleurs des variables muettes captant l'effet spécifique de l'appartenance aux âges situés entre 50 et 59 ans (La variable vaut 1 si l'individu a 50 ans, 0 sinon. Idem pour 51 ans, etc ...). Ces variables sont introduites afin de tenir compte de l'éligibilité aux programmes de retrait d'activité ciblés sur les quinquagénaires, mais également potentiellement les effets de la contribution Delalande. Ces variables apparaissent négatives et significatives à 1% à partir de 54 ans, ce qui pourrait traduire, non seulement une dépréciation de leur capital humain, mais également les effets désincitatifs des dispositifs de retrait anticipé du marché du travail (dispense de recherche d'emploi, pré-retraite).

3.3 Distance à la retraite et emploi

Aux déterminants traditionnels de la probabilité d'être en emploi, nous ajoutons la distance à la retraite. Un logit à effets aléatoires est donc estimé avec cette variable explicative supplémentaire. Nous supposons que les effets négatifs de la proximité à la retraite sur la probabilité d'être en emploi s'accroissent avec l'âge et ne jouent un rôle négatif sur la probabilité d'être en emploi qu'à partir d'un certain. De plus, l'effet de la distance à la retraite peut jouer un rôle d'autant plus négatif sur la probabilité d'être en emploi que l'individu serait éligible aux dispositifs de retrait anticipé de l'activité. Ces deux éléments nous conduisent à introduire la distance à la retraite en interaction avec l'âge. La variable *distk* est définie comme la distance à la retraite pour un individu d'âge *k*, pour $k = \{50, 51, \dots, 59\}$. Ces variables permettent de mesurer l'effet différencié de la proximité à la retraite en fonction de l'âge et exploitent la dispersion de la distance à la retraite observée dans les données pour chaque âge *k*. Les variables indicatrices spécifiques à chaque âge sont conservées dans la régression de façon à bien tenir compte de la décroissance du taux d'emploi liée à l'effet âge et aux mesures institutionnelles favorisant le retrait d'activité dans cette tranche d'âge. Nous nous attendons à ce que la proximité à la retraite vienne réduire le taux d'emploi, donc à un signe positif associé à la variable *distk*.

La régression du tableau 6 (colonne Logit 2) confirme cette intuition. Le coefficient associé à la variable distance à la retraite est positif et significatif de 57 à 59 ans : la probabilité d'être en emploi à ces âges diminue pour les individus proches de la retraite.

⁸ $1 - e^{-0.923}$

TAB. 5 – Logit 1 : Logit de référence

Variables	Coefficients estimés
Age	0.143***
Age au carré	-0.002***
age=50	0.007
age=51	0.007
age=52	-0.057
age=53	-0.100*
age=54	-0.197***
age=55	-0.376***
age=56	-0.808***
age=57	-1.105***
age=57	-1.610***
age=59	-2.207***
Diplôme (Référence : Aucune diplôme - CAP BEP)	
Baccalauréat et plus	0.326***
Statut marital (Référence : vit en couple)	
Vit seul	-0.923***
Nombre d'enfants (Référence : pas d'enfant)	
1-2 enfants	0.157***
3-5 enfants	0.001
+6 enfants	-0.385***
Taille de la ville (Référence : Région parisienne)	
plus de 200000 hab	-0.270***
20000 à 200000 hab	-0.159***
Moins de 20000 hab	0.067**
Commune rurale	0.170***
PCS (Référence : Ouvrier)	
Employé	-0.259***
Profession intermédiaire	0.251***
Cadres	0.422***
Secteur (Référence : Industrie)	
Agriculture	-0.401***
Construction	-0.449***
Services	0.170***
Nationalité (Référence : Française)	
Non Française	-0.491***
Dummy temporelles	oui
Constante	-0.279*
Observations	211507

Significatif à 10% (*), 5% (**), 1% (***)

Notons la croissance des coefficients estimés au fur et à mesure que l'individu avance en âge. Parmi les individus de 57 ans (58 et 59 ans respectivement), chaque année qui rapproche ces individus de la retraite fait diminuer la probabilité d'être en emploi de 11% (15% et 22% respectivement). Conformément à l'intuition, l'effet de la proximité à la retraite s'accroît avec l'âge. Malgré la présence des variables muettes spécifiques aux quinquagénaires, la distance à la retraite est bien significative. Les programmes de retrait anticipé d'activité ou la dégradation de l'employabilité des seniors ne seraient donc pas seuls responsables du faible taux d'emploi des quinquagénaires. Au delà de l'effet âge proprement dit, l'effet de la proximité à la retraite jouerait donc un rôle significatif dans l'explication de ce phénomène. Ce résultat est obtenu en prenant en compte l'influence des autres caractéristiques (les coefficients estimés sur les variables de contrôle sont reportés dans le tableau 7 dans l'annexe, colonne Logit 2). En particulier, l'âge, l'âge au carré et les variables muettes spécifiques à chaque âge entre 50 et 59 ans conservent leur influence significative sur la probabilité d'être en emploi. Les coefficients estimés sur les autres variables de contrôle sont très peu modifiés, ce qui suggère que les régressions ne sont pas invalidées par des problèmes de multicolinéarité. Il faut souligner que la distance est significative en contrôlant par l'effet du diplôme. Comme les différences par âge de distance à la retraite viennent d'une hétérogénéité dans les âges d'entrée sur le marché du travail, la significativité de l'effet-distance pourrait en effet s'expliquer par l'effet du diplôme sur le taux d'emploi en fin de carrière.

Nous introduisons ensuite la distance à la retraite en interaction avec le niveau de diplôme de façon à mesurer l'impact possiblement différencié de la distance à la retraite selon le niveau d'éducation des individus. En effet, la probabilité d'être en emploi pourrait être plus affectée par la distance à la retraite pour les individus les moins éduqués. Pour ces derniers, la distance à la retraite crée un horizon court qui réduit d'autant plus leur probabilité d'être en emploi que l'investissement dans la recherche d'emploi ou la formation en fin de vie est particulièrement coûteux, tandis que la baisse de demande de travail non qualifié augmente les licenciements nécessaires aux restructurations. Par ailleurs, l'introduction de la variable *distk* en interaction avec le niveau d'éducation nous permet de vérifier que, au sein de chaque niveau d'éducation, la distance à la retraite conserve une influence significative sur la probabilité d'être en emploi.

Les résultats de l'estimation sont reportés dans la dernière colonne du tableau 6 (Logit 3). Les individus sont divisés en deux groupes (Baccalauréat et plus, Aucun diplôme jusqu'à CAP, BEP) comme la variable de contrôle utilisée dans toutes les estimations (tableau 7 dans l'annexe). L'effet de la proximité à la retraite, croisée avec chaque âge et le diplôme, sur la probabilité d'être en emploi devient significatif après 56 ans pour les plus diplômés et 55 ans pour les autres. Cette différence confirme d'une certaine façon l'interaction avec l'éligibilité aux dispositifs de cessation anticipée de l'activité (filiales longues d'indemnisation-chômage), puisque les moins diplômés ont plus de chances de satisfaire aux conditions d'éligibilité à 55 ans. Cela suggère la présence d'une interaction forte entre la proximité à la retraite et la générosité des programmes de préretraite, chômage et inactivité des travailleurs âgés. Nous retrouvons une croissance des coefficients estimés avec l'âge pour chaque niveau de diplôme. Enfin, pour les individus les moins diplômés, la proximité à la retraite joue bien un rôle particulièrement défavorable sur la probabilité d'être en emploi.

TAB. 6 – Distance à la retraite et emploi

	Logit 2	Logit 3
Distance à la retraite		
Interaction avec l'âge		
dist*age=50	-0.041	
dist*age=51	-0.027	
dist*age=52	0.054	
dist*age=53	-0.023	
dist*age=54	0.009	
dist*age=55	0.009	
dist*age=56	0.013	
dist*age=57	0.103***	
dist*age=58	0.141***	
dist*age=59	0.198***	
Interaction avec l'âge et l'éducation		
dist*age=50*(Baccalauréat et +)		-0.007
dist*age=51*(Baccalauréat et +)		-0.048
dist*age=52*(Baccalauréat et +)		0.047
dist*age=53*(Baccalauréat et +)		0.003
dist*age=54*(Baccalauréat et +)		0.049
dist*age=55*(Baccalauréat et +)		0.056
dist*age=56*(Baccalauréat et +)		0.075*
dist*age=57*(Baccalauréat et +)		0.196***
dist*age=58*(Baccalauréat et +)		0.197***
dist*age=59*(Baccalauréat et +)		0.248***
dist*age=50*(Aucun diplôme - CAP BEP)		0.011
dist*age=51*(Aucun diplôme - CAP BEP)		-0.055
dist*age=52*(Aucun diplôme - CAP BEP)		0.049
dist*age=53*(Aucun diplôme - CAP BEP)		0.028
dist*age=54*(Aucun diplôme - CAP BEP)		0.090
dist*age=55*(Aucun diplôme - CAP BEP)		0.116*
dist*age=56*(Aucun diplôme - CAP BEP)		0.168***
dist*age=57*(Aucun diplôme - CAP BEP)		0.370***
dist*age=58*(Aucun diplôme - CAP BEP)		0.377***
dist*age=59*(Aucun diplôme - CAP BEP)		0.588***

Significatif à 10% (*), 5% (**), 1% (***)

4 Conclusion

S'appuyant sur des estimations en coupe sur un panel de pays et sur l'enquête Emploi en France, il semble que l'âge de la retraite en déterminant l'horizon de fin de vie active influe sur le taux d'emploi des seniors non encore éligible au système de retraite. C'est pourquoi les pays ayant un âge de départ en retraite relativement reculé présentent des taux d'emplois des 55-59 ans relativement élevés. A un niveau individuel, la distance à la retraite conditionne la probabilité d'être en emploi, au delà de l'effet d'âge proprement dit. Les politiques visant à relever le taux d'emploi des seniors doivent donc tenir compte de l'effet négatif de la distance à la retraite sur le taux d'emploi. L'âge de la retraite introduit une fin de cycle de vie active qui modifie fondamentalement les comportements de recherche d'emploi des travailleurs lorsqu'ils se rapprochent de cet horizon, mais également ceux des entreprises dans leurs recrutements et licenciements. Comme cette date-butoir résulte d'un choix, les particularités des systèmes de retraite, en particulier l'ampleur de leur écart à la neutralité actuarielle, peuvent influencer sur le taux d'emploi bien avant l'âge de la retraite.

Une réforme des retraites qui introduirait de fortes incitations à travailler plus vieux, bien au-delà des 3% de pensions supplémentaires par année de report au-delà du taux plein, produirait ainsi un double dividende. D'abord elle inciterait à travailler au-delà du taux plein, mais elle fournirait aussi un puissant motif pour être encore en emploi pour profiter de ces surcotes, Parce qu'elle repose sur l'incitation, et non une contrainte (augmentation de l'âge légal) ou des pénalités (du fait de l'augmentation de la durée de cotisations normale), cette réforme n'a que des effets positifs pour des individus libres de choisir de prolonger leur activité. Il en résulterait des fins de carrière plus hétérogènes. En soi, cette diversité des parcours et l'incertitude sur la date de retraite des individus casseraient la norme de la retraite à 60 ans et limiteraient les comportements discriminatoires des entreprises envers les quinquagénaires.

Naturellement la retraite choisie et incitative ne sera pas suffisante pour restaurer un taux d'emploi des seniors satisfaisant, susceptible de sauvegarder notre système de retraite par répartition. Des conditions de travail en fin de carrière aménagées, une meilleure formation continue doivent également se mettre en place. Mais, là encore, un horizon plus long pour les quinquas permettra de rendre effectives ces nouvelles pratiques au sein de l'entreprise.

Références

- Aubert, P., Caroli, E., & Roger, M. (2004). *New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce : Firm-Level Evidence*. INSEE Working Paper G 2004 / 07, INSEE.
- Aubert, P. & Crépon, B. (2004). La productivité des salariés âgés : Une tentative d'estimation. *Economie et Statistique*, 368, 95–119.
- Behagel, L., Crépon, B., & Sédillot, B. (2004). Contribution delalande et transitions sur le marché du travail. *Economie et Statistique*, 371, 61–88.

- Blanchet, D. & Pelé, G. (1997). *Social Security and Retirement in France*. NBER Working Paper 6214, NBER.
- Chéron, A., Hairault, J.-O., & Langot, F. (2006). *Older Workers Employment and Policies : A Life-Cycle Approach*. Mimeo, CES.
- Gruber, J. & Wise, D. (1997). *Social Security Programs and Retirement Around the World*. NBER Working Paper 6134, NBER.
- Hairault, J.-O., Langot, F., & Sopraseuth, T. (2006). Le double dividende des politiques incitatives à l’allongement de la durée de vie active. *Revue Economique*, 57(3), 449–460.
- Mortensen, D. & Pissarides, C. (1994). Job creation and job destruction in the theory of unemployment. *Review of Economic Studies*, 61, 397–415.
- Neuman, S. & Weiss, A. (1995). On the effects of schooling vintage. on experience-earnings profiles : Theory and evidence. *European Economic Review*, 39(5), 943–955.

Annexe

TAB. 7 – Coefficients estimés sur les variables de contrôle

	Logit 1	Logit 2	Logit 3
Age	0.143***	0.143***	0.142***
Age au carré	-0.002***	-0.002***	-0.002***
age=50	0.007	0.430	-0.071
age=51	0.007	0.262	0.504
age=52	-0.057	-0.507*	-0.463
age=53	-0.100*	0.068	-0.273
age=54	-0.197***	-0.259	-0.719**
age=55	-0.376***	-0.425**	-0.926***
age=56	-0.808***	-0.865***	-1.438***
age=57	-1.105***	-1.442***	-2.175***
age=57	-1.610***	-1.928***	-2.352***
age=59	-2.207***	-2.458***	-2.806***
Diplome (Référence : Aucune diplôme - CAP BEP)			
Baccalauréat et plus	0.326***	0.314***	0.357***
Statut marital (Référence : vit en couple)			
Vit seul	-0.923***	-0.924***	-0.923***
Nombre d'enfants (Référence : pas d'enfant)			
1-2 enfants	0.157***	0.157***	0.159***
3-5 enfants	0.001	0.000	0.004
+6 enfants	-0.385***	-0.385***	-0.382***
Taille de la ville (Référence : Région parisienne)			
plus de 200000 hab	-0.270***	-0.271***	-0.268***
20000 à 200000 hab	-0.159***	-0.160***	-0.159***
Moins de 20000 hab	0.067**	0.065**	0.069**
Commune rurale	0.170***	0.168***	0.173***
PCS (Référence : Ouvrier)			
Employé	-0.259***	-0.259***	-0.262***
Profession intermédiaire	0.251***	0.253***	0.251***
Cadres	0.422***	0.412***	0.414***
Secteur (Référence : Industrie)			
Agriculture	-0.401***	-0.402***	-0.404***
Construction	-0.449***	-0.449***	-0.450***
Services	0.170***	0.170***	0.170***
Nationalité (Référence : Française)			
Non Française	-0.491***	-0.492***	-0.494***
Dummy temporelles	oui	oui	oui
Constante	-0.279*	-0.276*	-0.271*
Observations	211507	211507	211507

Significatif à 10% (*), 5% (**), 1% (***)